N° 98-10 au catalogue

SITUATION ÉCONOMIQUE ET STABILITÉ DE L'UNION LIBRE

Numéro d'enregistrement du produit 75F0002M

Juillet 1998

Zheng Wu, Département de sociologie, Université de Victoria
Michael Pollard, Département de sociologie, Université de Victoria

La série des documents de travail sur la Dynamique du revenu et du travail est conçue en vue de communiquer les résultats des études ainsi que les décisions importantes ayant trait au Programme sur la dynamique du revenu et du travail. Elle est une continuation de la Série de documents de recherche de l'EDTR. Ces documents sont disponibles en français et en anglais. Pour obtenir une description sommaire des documents disponibles ou un exemplaire de ces documents, communiquez avec l'Unité de service aux clients, Édifice Jean-Talon, 7e étage, section B5, Statistique Canada, Ottawa (Ontario), Canada, K1A 0T6;
par INTERNET: DYNAMIQUE@STATCAN.CA;
par téléphone au (613) 951-7355 ou sans frais au 1-888-297-7355;
ou par télécopieur au (613) 951-3012.

106-03942/

N° de catalogue 98-10 : Situation économique et stabilité de l'union libre

Série des documents de travail sur la Dynamique du revenu et du travail : Numéro du produit de Statistique Canada 75F0002M

SOMMAIRE

À l'aide des données des deux premières vagues de données de l'EDTR (1993 et 1994), cette étude examine l'impact de la situation économique sur la séparation des couples légalement mariés ou vivant en union libre. Les données font l'objet d'une analyse selon des modèles de survie en temps discrets différents pour les hommes et les femmes, et pour chacune des issues concurrentes. Les résultats démontrent que la détérioration de la situation économique d'un ménage entraîne l'instabilité au sein de l'union. De plus, il semble qu'une hausse des gains personnels augmente les probabilités d'assister à une dissolution de l'union, et ce tant chez les hommes que chez les femmes en cohabitation. Si les femmes semi-professionelles et expérimentées sont plus susceptibles de dissourdre leur union par le biais de la séparation, les hommes professionels et semi-professionels sont, quant à eux, plus sujets à épouser leur partenaire. De plus, les femmes ayant des revenus se situant sous le seuil de faible revenu sont plus susceptibles de mettre fin à leur union que les femmes ayant des revenus plus élevés. Les implications de ces résultats font l'objet d'une discussion à la fin de l'étude.

TABLE DES MATIÈRES

		Page
1.	Introduction	1
2.	Études antérieures	2
3.	Situation économique et stabilité de l'union libre	5
4.	Méthodes	9
	Données	9
	Variables	10
	Méthodes d'analyse	16
5.	Résultats	19
6.	Discussion	28
Bibliographie		37

1. INTRODUCTION

Au Canada, la cohabitation hors mariage, ou union libre, fait maintenant partie intégrante de la scène conjugale. Selon le Recensement de 1996, plus de 920 000 familles canadiennes étaient dirigées cette année-là par un couple en union libre, soit une famille sur sept, comparativement à une sur neuf en 1991[1]. Pratiquement la moitié de ces familles comptent des enfants issus du couple de fait ou d'unions précédentes. Environ les deux tiers des conjoints de fait ne s'étaient jamais mariés et plus du quart avaient divorcé (Recensement du Canada). Le Canada n'est pas unique à cet égard. On observe des tendances similaires concernant l'union libre dans d'autres pays industrialisés (consulter, par exemple, Blanc, 1987; Bumpass et Sweet, 1989; Carmichael, 1990; Carlson, 1985; Hoem, 1986; Leridon, 1990; Manting, 1996; Ramsøy, 1994).

La percée rapide de l'union libre est un élément dont il faut absolument tenir compte quand on cherche à comprendre l'évolution du mariage et le recul de ce dernier en tant qu'institution sociale. Bien qu'on possède une foule de données sur la prévalence de l'union libre et sur ses tendances, (p. ex., Burch et Madan, 1986; Dumas et Péron, 1992; Thornton, 1988) et qu'on connaisse les facteurs qui influent sur sa formation (p. ex., Bumpass et Sweet, 1989; Lillard, Brien et Linda J. Waite, 1995, Thornton 1991; Wu et Balakrishnan, 1994), on en sait fort peu sur ses issues. La présente étude a donc pour objectif d'examiner deux résultats opposés, ou concurrents, de l'union libre, à savoir sa dissolution et sa légalisation par le mariage.

---

[1] La cohabitation hors mariage est couramment appelée union libre au Canada. Aux termes du Recensement du Canada, on définit l'union libre comme étant la situation de deux personnes qui vivent ensemble comme mari et femme dans le même ménage, mais qui ne sont pas légalement mariées l'une à l'autre.

Nous accordons une attention particulière au rôle que joue la situation économique dans le processus d'interruption de l'union libre. Des études antérieures montrent que certains facteurs économiques, comme le revenu du travail, la situation d'activité et les programmes de bien-être social jouent un rôle important dans la formation (p. ex., Lefebvre et Merrigan, 1997; MacDonald et Rindfuss, 1981; Moffitt, 1990; Schultz, 1995) et dans la dissolution des unions matrimoniales (p. ex., Becker, Landes, et Michael, 1977; South et Lloyd, 1995; South and Spitze, 1986; Tzeng et Mare, 1995). Nous théorisons que les mêmes circonstances économiques peuvent aussi influer sur la décision des couples de fait de mettre un terme à l'union libre par le mariage ou par la séparation. Notre analyse empirique s'appuie sur des données longitudinales nationales canadiennes récentes qui incluent des mesures détaillées du travail et du revenu.

2. ÉTUDES ANTÉRIEURES

Le succès croissant de l'union libre en tant que nouveau mode de vie a suscité l'intérêt de nombreux chercheurs ces dernières années. Cependant, peu d'études ont porté tout spécialement sur la stabilité des unions libres[2]. Les premières études se limitaient souvent à décrire qualitativement la stabilité de l'union. En général, elles indiquent que la cohabitation hors mariage est une union fragile, de courte durée, qui aboutit plus fréquemment à un mariage qu'à une séparation (p. ex., Blanc, 1987; Bumpass et Sweet, 1989; Burch et Madan, 1986; Leridon, 1990). Les auteurs s'attardent habituellement peu à examiner pourquoi

[2] Nous ne visons pas à effectuer un examen exhaustif des publications sur la stabilité de l'union libre. Nous nous concentrons sur l'Amérique du Nord, avant tout pour des raisons de concision et à cause d'une plus grande similarité entre les tendances de la cohabitation (et des conditions socioéconomiques) observées au Canada et aux États-Unis qu'entre celles observées au Canada et dans les pays d'Europe occidentale (consulter, par exemple, Blanc, 1987; Hoem et Hoem, 1992; Trussell et coll., 1992).

certaines unions sont plus stables que d'autres et pourquoi certaines mènent au mariage, alors que d'autres se soldent par une séparation.

À mesure qu'augmente l'incidence de l'union libre, on accumule des données chronologiques qui permettent d'examiner de plus près les paramètres socioéconomiques et démographiques de la stabilité de cette forme d'union. Par exemple, aux États-Unis, la *National Survey of Families and Households (NSFH)* de 1987-1988 qui comprenait des questions détaillées sur la cohabitation hors mariage, a fourni des données qui ont permis de réaliser plusieurs études sur la dissolution de l'union libre. Manning et Smock (1995) ont examiné une gamme de déterminants sociodémographiques de la dissolution de l'union libre et constaté que le fait de poursuivre des études, la présence d'enfants et l'âge sont des facteurs qui influent tous sur la probabilité que l'union se dissolve. De surcroît, ils ont observé que l'emploi à plein temps diminue la probabilité d'une séparation et que la situation d'activité de l'homme est un élément plus important de la stabilité de la cohabitation que celle de la femme.

Durant une étude de suivi, Smock et Manning (1997) ont observé les effets de la situation économique des partenaires sur la stabilité de l'union libre. Leurs travaux sont importants parce qu'ils ont mesuré les effets de la situation économique de chaque partenaire, y compris les gains et le fait de travailler à temps plein ou à temps partiel. L'étude indique que seules les ressources économiques du partenaire masculin ont une incidence sur la stabilité de la cohabitation. L'augmentation des gains rend le mariage plus probable, tandis que l'emploi à temps plein est associé à une probabilité plus faible de séparation que de mariage.

Au Canada, l'Enquête sociale générale de 1990 (ESG-90) a également produit des données qui ont permis d'effectuer plusieurs études de la stabilité de l'union libre. Wu et Balakrishnan (1995) observent, quand ils analysent les données selon le sexe, que les femmes qui vivent en union libre sont plus susceptibles de se marier que leurs homologues masculins, tandis que ces derniers sont plus susceptibles de se séparer. Indépendamment de leur nombre ou de leur âge, les enfants ont un effet négatif considérable sur la probabilité de séparation, peut-être parce que leur présence multiplie les avantages de la division du travail ou les coûts de renoncement liés à la séparation (Wu, 1995). Il semble aussi que l'union libre soit plus stable et mieux acceptée au Québec, puisque dans cette province les couples de fait affichent des taux de séparation et de mariage plus faibles qu'ailleurs. En harmonie avec Manning et Smock (1995), Wu et Balakrishnan (1995) constatent que l'inscription de la femme à un programme d'études rend le passage de la cohabitation au mariage moins probable, mais augmente le risque d'une séparation. Malheureusement, le fait que l'ESG-90 ne fournisse une mesure de la situation économique que pour l'année de l'interview restreint l'approfondissement de l'étude de l'union libre au Canada.

Lefebvre et Merrigan (1997) ont, eux aussi, utilisé les données de l'ESG-90 pour étudier la stabilité de la cohabitation hors mariage, mais ont poursuivi des travaux antérieurs en y intégrant certaines mesures économiques imputées d'après des données de niveau provincial sur le revenu du travail, les taux d'activité et les programmes de bien-être social. Selon eux, ni le montant des prestations de bien-être social ni les taux provinciaux d'activité observés pour les hommes ou pour les femmes n'ont une incidence sur la probabilité de dissolution de l'union, mais il existe une corrélation négative entre le taux de rémunération de l'homme ou de la femme et la rupture de l'union libre.

Toutes ces études indiquent que l'union libre est temporaire et transitoire, que le mariage est l'issue la plus probable et que les hommes sont plus susceptibles que les femmes de mettre fin à la cohabitation par une séparation. La présence d'enfants semble avoir un effet préventif contre la dissolution de l'union, tandis que l'inscription à un programme d'études semble avoir une incidence néfaste sur la stabilité de l'union. Par contre, les effets d'autres facteurs ne sont pas aussi constants. Qui plus est, ce que nous savons de l'effet des circonstances économiques sur la stabilité de l'union libre se limite, au mieux, à des mesures du niveau de revenu et de l'emploi à temps plein ou à temps partiel. L'emploi à temps plein semble rendre l'union plus stable aux États-Unis, mais les effets d'autres indicateurs économiques, telles que la situation professionnelle, restent à éclaircir. La seule étude visant à évaluer l'effet du revenu au niveau individuel indique que l 'augmentation des gains de l'homme augmente la probabilité du mariage aux États-Unis (Smock et Manning, 1997). Outre ces quelques points fondés sur un petit nombre d'études, on ignore de quelle façon la situation économique influe sur le processus de dissolution de l'union libre.

3. SITUATION ÉCONOMIQUE ET STABILITÉ DE L'UNION LIBRE

Dans le cadre des études antérieures, la cohabitation hors mariage était souvent considérée comme un « mariage à l'essai », principalement parce que bon nombre de couples de fait finissaient par se marier (Bennett, Blanc et Bloom, 1988; Thornton, 1988). Selon la NSFH de 1987-1988, la raison que mentionnent le plus fréquemment les conjoints de fait pour justifier leur cohabitation sans être mariés est la nécessité de déterminer avant le mariage s'ils sont compatibles (Bumpass, Sweet et Cherlin, 1991). Si cela est vrai, la situation économique durant la cohabitation hors mariage pourrait servir de baromètre de l'avenir économique du couple et des attentes quant aux rôles respectifs des

partenaires. Comme le mariage représente en général un engagement plus sérieux des partenaires à l'égard de l'un de l'autre, le moment choisi pour se marier témoigne souvent « de considérations pratiques plutôt que d'une modification de la force de l'engagement » (Bumpass et Sweet, 1989, p. 615). Il se pourrait que l'obtention d'un emploi ou d'autres ressources économiques facilitent la légalisation de la relation.

Les circonstances économiques peuvent aussi avoir une incidence sur la décision que prend un couple de se séparer. Ici, nous étendons les théories de l'instabilité matrimoniale (p. ex., Becker et coll., 1977) afin d'y inclure la cohabitation hors mariage. Nous supposons que les facteurs qui influencent la stabilité du mariage ont aussi une incidence sur la stabilité de l'union libre (p. ex., Becker et coll., 1977; Morgan et Rindfuss, 1985; South et Lloyd, 1995; South et Spitze, 1986). Toujours selon ce même raisonnement, les facteurs qui ont un effet sur la décision de se marier devraient aussi permettre de comprendre la transition de l'union libre au mariage légal (p. ex., Becker, 1981; Goldscheider et Waite, 1986; Marini, 1978; Oppenheimer, 1988).

On a montré que les facteurs économiques ont une incidence sur le moment choisi pour se marier, ainsi que pour se séparer. En général, les études réalisées par le passé laissent entendre que les circonstances économiques de l'homme ont un effet plus prononcé sur le mariage que celles de la femme. L'amélioration de la situation économique a tendance à précipiter le mariage. Les hommes qui travaillent sont, toutes proportions gardées, plus nombreux à se marier que ceux qui chôment ou qui étudient (Goldscheider et Waite, 1986; Landale et Forste, 1991; Oppenheimer, Kalmijn et Lim, 1997; Raley, 1996; Wilson, 1987). Après le mariage, l'augmentation des gains et du nombre d'heures de travail de l'homme

semble donner une plus grande stabilité à l'union (Becker et coll., 1977; South et Lloyd, 1995).

Les études sur la situation économique de la femme et sur l'aide sociale sont nombreuses, mais les résultats sont contradictoires. Selon les auteurs, chez la femme, l'emploi et les gains faciliteraient l'entrée dans le mariage (Bennett, Bloom et Craig, 1989; Goldscheider et Waite, 1986; Lichter et coll., 1992; Tzeng et Mare, 1995), nuiraient à la stabilité du mariage (p. ex., Hoem et Hoem, 1992; South et Spitze, 1986), décourageraient le divorce (Lefebvre et Merrigan, 1997), ou n'auraient aucun effet significatif (p. ex., South et Lloyd, 1995). En outre, l'obtention de prestations d'aide sociale semble augmenter la divorcialité (Allen, 1993; Becker et coll., 1977), peut-être parce que cette aide compense la diminution des ressources économiques inhérente à la dissolution du mariage. Selon d'autres études, il n'existe aucune corrélation entre les prestations de bien-être social et la stabilité du mariage (Lefebvre et Merrigan, 1997; Lichter et coll., 1992).

Ici, nous considérons trois hypothèques. Premièrement, nous examinons une hypothèse de privation économique selon laquelle les couples de fait dont la situation économique est médiocre courent un risque élevé de séparation. Les difficultés économiques ont tendance à créer des tensions et des conflits entre les partenaires, donc à diminuer la stabilité de l'union. De surcroît, si le but premier du mariage est d'établir des droits de propriété et un statut social, les couples qui possèdent peu de biens ou dont les revenus sont faibles se satisfont peut-être de continuer à cohabiter sans se marier (Raley, 1996; Lillard et coll., 1995). Il se pourrait aussi que les jeunes couples cohabitent jusqu'à qu'ils aient les moyens de s'offrir un domicile digne d'un couple marié (Lillard et coll., 1995). Bref, nous nous attendons à ce que les couples de fait qui éprouvent des difficultés

économiques soient moins susceptibles que les autres de se marier et plus susceptibles de se séparer.

Deuxièmement, nous examinons une hypothèse axée sur la situation de la femme selon laquelle la propension des couples de fait à se marier ou à continuer à vivre ensemble diminue quand la situation économique de la femme s'améliore. Il se pourrait que l'indépendance économique de la femme rende le mariage moins désirable à ses yeux (Becker et coll., 1977). Cette hypothèse est également connue sous le nom d'« hypothèse d'indépendance » (Oppenheimer, 1994). De surcroît, au Canada, les programmes courants d'aide sociale ont tendance à offrir des avantages proportionnellement plus importants aux célibataires qu'aux couples mariés (Morrison et Oderkirk, 1994). L'aide sociale et l'emploi amortissent peut-être l'effet de la diminution des ressources économiques consécutive à la dissolution d'une union, diminution ressentie particulièrement par les femmes, donc amenuisent certains obstacles financiers à la séparation en cas d'union malheureuse ou improductive. Par conséquent, nous nous attendons à ce que l'amélioration de la situation économique de la femme et de l'aide sociale qu'elle reçoit rende l'union moins stable.

Troisièmement, nous examinons une hypothèse axée sur la situation économique de l'homme selon laquelle l'amélioration de cette situation facilite le mariage, parce que, traditionnellement, ce dernier est subordonné à l'aptitude du jeune homme à fonder un ménage indépendant dont la situation économique égale ou surpasse certaines normes socialement acceptables (Dixon, 1971; Goldscheider et Waite, 1986; Oppenheimer, 1988). Après un examen récent des tendances du mariage aux États-Unis, Oppenheimer (1994) soutient que l'assombrissement des perspectives d'emploi des hommes, particulièrement ceux dont le niveau de scolarité est faible, est la raison pour laquelle les couples retardent le moment de

convoler et que la nuptialité est à la baisse. L'effet néfaste des piètres perspectives d'emploi sur la nuptialité est particulièrement évident chez les jeunes américains d'ascendance africaine (Wilson, 1987). Par conséquent, nous supposons que la probabilité que des conjoints de fait se marient augmente si la situation économique de l'homme s'améliore.

4. MÉTHODES

Données

La présente étude se fonde sur des données tirées de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR). Cette enquête longitudinale continue a été lancée par Statistique Canada au printemps 1993. Elle est conçue pour observer l'évolution du bien-être économique des particuliers et des familles au cours du temps et pour cerner les déterminants de ce bien-être. Fondée sur un échantillon probabiliste, elle vise les personnes de 15 ans et plus vivant au Canada, à l'exclusion des résidents du Yukon et des Territoires du Nord-Ouest, des résidents des établissements de soins, des personnes vivant dans les réserves et des membres à temps plein des Forces armées canadiennes vivant dans les casernes. L'équipe de l'EDTR interviewe les personnes échantillonnées deux fois par an par téléphone pour recueillir des renseignements sur leurs expériences sur le marché du travail, leur revenu et leurs circonstances familiales. L'enquête a pour objet de recueillir des données sur tous les membres des ménages sélectionnés et de les suivre pendant six ans. Notre analyse se fonde sur les données des deux premières phases de l'EDTR (1993-1994). Le taux de réponse cumulé jusqu'à la fin de 1994 se chiffre à 77,9 % et représente, en gros, 27 900 personnes.

Les données se prêtent bien à notre analyse, car elles contiennent des renseignements détaillés sur les circonstances économiques des répondants, tels que le revenu, les horaires de travail et les antécédents de mariage ou de cohabitation. Cependant, mises à part quelques mesures grossières de la fécondité des femmes, l'EDTR ne fournit aucun renseignement sur les antécédents de procréation, bien qu'on sache que la présence d'enfants et leur nombre ont une incidence sur la stabilité du couple (Wu 1995). (Nous examinerons les limites des données plus en détail à la dernière section de l'article.) Pour étudier la stabilité de l'union libre, nous limitons l'échantillon aux répondants qui faisaient partie d'une telle union au début de l'enquête[3]. Après l'élimination des cas pour lesquels les réponses renfermant les variables clés manquent, l'échantillon retenu pour notre étude comprend 688 femmes et 671 hommes.

Variables

Variables dépendantes. La variable dépendante principale est une variable triple indiquant si un couple de fait a) s'est marié, b) s'est séparé ou c) a continué à cohabiter hors mariage durant un mois donné. Pour établir le contraste entre les deux résultats concurrents de l'union libre, nous utilisons aussi une variable double indiquant si l'issue est le mariage ou la séparation. Manifestement, on n'observe cette variable qu'auprès des couples qui ont mis un terme à l'union libre.

Variables des circonstances économiques. Nous examinons plusieurs aspects de la situation financière et de la situation d'activité des répondants. Le tableau 1 donne les définitions opérationnelles et les valeurs moyennes des variables indépendantes utilisées dans les analyses. Nous incluons quatre mesures

[3] La définition de l'union libre adoptée pour l'EDTR est la même que celle du Recensement du Canada (voir la note 1).

directes des ressources financières des répondants. Les renseignements sur les gains personnels ne sont recueillis qu'annuellement et, donc, cette variable est mesurée à titre de variable annuelle fonction du temps. Les gains personnels englobent les revenus totaux du travail et les revenus en provenance de toutes les autres sources durant l'année civile qui a précédé l'interview. Afin de bien saisir la situation financière globale du couple (c.-à-d. les gains des partenaires), nous incluons aussi dans l'analyse le revenu familial qui est mesuré, lui aussi, comme une variable annuelle fonction du temps. Le revenu familial englobe les gains totaux de tous les membres du ménage.

Statistique Canada fixe annuellement le « seuil de faible revenu », qui permet de repérer les personnes qui dépensent approximativement 55 % (20 points de plus que la moyenne nationale au Canada) de leur revenu ou plus pour se nourrir, se loger et se vêtir. Nous utilisons un indicateur nominal annuel variant avec le temps pour repérer les couples dont le revenu monétaire total est inférieur au seuil de faible revenu calculé pour l'année et la région étudiée. Nous ajoutons aussi un indicateur mensuel variant avec le temps qui précise si un membre du ménage a reçu des prestations d'aide sociale ou des prestations provinciales au titre du supplément de revenu durant le mois.

Tableau 1. Définitions et statistiques descriptives des variables indépendantes utilisées dans l'analyse

Variables	Définition	Femmes Moyenne ou %[a]	Hommes Moyenne ou %[a]
Financières			
Gains personnels[b]	Revenus ou gains totaux tirés d'un emploi (x 1 000 $).	14.881	25.290
Gains familiaux[b]	Revenus ou gains familiaux totaux tirés d'un emploi (x 1 000 $).	38.807	40.062
Faible revenu[b]	Indicateur nominal (1 = oui, 0 = non). Revenu familial inférieur au seuil régional de faible revenu.	14.6%	12.3%
Aide sociale[c]	Indicateur nominal (1 = oui, 0 = non). Au moins un membre de la famille reçoit des prestations d'aide sociale.	8.2%	8.6%
Situation d'activité [c]	Codée sous forme de neuf indicateurs nominaux (1 = oui, 0 = tout autre).		
Profession libérale/ spécialiste	A exercé une profession libérale ou occupé un poste de cadre de haut niveau pendant le mois.	8.6%	5.8%
Employé semi-spécialisé, temps plein	A occupé un poste de travailleur semi-spécialisé de technicien, de cadre intermédiaire, de superviseur, de contremaître/contremaîtress pendant au mois 130 heures durant le mois.	8.8%	18.7%
Employé semi-spécialisé, temps partiel	A occupé un poste de travailleur semi-spécialisé, de technicien, de cadre intermédiaire, de superviseur, de contremaître/contremaîtress pendant moins de 130 heures durant le mois.	2.1%	1.4%
Employé qualifié, temps plein	A occupé un poste d'ouvrier/employé/ agriculteur qualifié ou d'ouvrier/employé semi-qualifié pendant au moins 130 heures durant le mois	20.2%	25.5%
Employé qualifié, temps partiel	A occupé un poste d'ouvrier/employé/ agriculteur qualifié ou d'ouvrier/employé semi-qualifié pendant moins de 130 heures durant le mois.	5.5%	1.7%

Tableau 1. Définitions et statistiques descriptives des variables indépendantes utilisées dans les analyses

Variables	Définition	Femmes Moyenne ou %[a]	Hommes Moyenne ou %[a]
Employé non qualifié, temps plein	A occupé un poste d'ouvrier/employé/ ouvrier agricole non qualifié pendant au moins 130 heures durant le mois.	8.2%	10.5%
Employé non qualifié, temps partiel	A occupé un poste d'ouvrier/employé/ ouvrier agricole non qualifié pendant moins de 130 heures durant le mois.	1.3%	0.6%
Non précisé, temps plein	A occupé un poste non précisé pendant au moins 130 heures durant le mois	0.80%	4.50%
Non précisé, temps partiel	A occupé un poste non précisé pendant moins de 130 heures durant le mois.	2.7%	0.7%
Chômeur/chômeuse (Groupe de référence)	N'a occupé aucun emploi rémunéré.	41.8%	30.6%
Sociodémographiques			
Âge[b]	Âge par tranche de 5 ans (1 = de 15 19 ans, ... 15 = 85 ans et plus).	4.297	4.761
Niveau de scolarité[b]	Niveau de scolarité en 5 niveaux (1 = diplôme d'études primaires ou moins, ... 5 = certificat d'études secondaires ou niveau plus élevé)	3.787	3.716
Inscription à un programme d'études[c]	Indicateur nominal (1 = oui, 0 = non). Le répondant va à l'école, au collège ou à l'université.	11.1%	7.2%
Niveau de scolarité de la mère	Niveau de scolarité de la mère en 5 niveaux (1 = diplôme d'études primaires ou moins, ... 5 = certificat d'études postsecondaires ou niveau plus élevé).	2.138	2.025
Niveau de scolarité du père	Niveau de scolarité du père en 5 niveaux (1 = diplôme d'études primaires ou moins, ... 5 = certificat d'études postsecondaires ou niveau plus élevé).	2.086	2.034
Résidence rurale[b]	Indicateur nominal (1 = oui, 0 = non). Le répondant vit en région rurale.	16.7%	16.8%

Tableau 1. Définitions et statistiques descriptives des variables indépendantes utilisées dans les analyses

Variables	Définition	Femmes Moyenne ou %[a]	Hommes Moyenne ou %[a]
Né(e) à l'étranger	Indicateur nominal (1 = oui, 0 = non). La personne n'est pas née au Canada.	5.8%	6.8%
Québec[b]	Indicateur nominal (1 = oui, 0 = non). La personne vit au Québec.	50.1%	49.8%
Maternité[b]	Indicateur nominal (1 = oui, 0 = non). La répondante a eu un enfant antérieurement.	63.0%	--
Nombre d'enfants	Nombre d'enfants mis au monde ou élevés par la répondante.	1.337	--
Effet de temps			
Mois[d]	Nombre de mois de cohabitation hors mariage depuis le 31 décembre 1992.	11.946	11.938
Mois au carré[d]	Carré de la variable « mois »	190.403	190.363
Mois de cohabitation antérieure	Nombre de mois de cohabitation avant le 31 décembre 1992.	65.037	70.028
N		688	671

[a] Les moyennes et les pourcentages pour les variables annuelles qui varient en fonction du temps sont calculées sur la première année. Les moyennes et les pourcentages pour les variables mensuelles qui varient en fonction du temps sont calculés sur le premier mois-personne.

[b] Variable annuelle fonction du temps.

[c] Variable mensuelle fonction du temps.

[d] Les moyennes sont calculées d'après les données du fichier mois-personne complet.

Nota : Moyennes et pourcentages pondérés, N non pondéré.

Les études antérieures n'ont pas permis d'examiner la situation d'activité au-delà du nombre d'heures de travail du répondant. L'EDTR contient des renseignements détaillés non seulement sur le nombre mensuel d'heures de travail,

mais aussi sur le genre de travail effectué par le répondant. Pour inclure une analyse détaillée de la situation d'activité, nous utilisons une série de neuf indicateurs mensuels fonction du temps qui reflètent la profession et l'horaire de travail des répondants. Les indicateurs nominaux correspondent à un système de classification Pineo-Porter-McRoberts regroupé, différencié ultérieurement selon l'activité à temps plein (au moins 130 heures de travail par mois) ou à temps partiel (moins de 130 heures de travail par mois), les personnes au chômage représentant le groupe témoin. Toutes les catégories nominales sont décrites en détail au tableau 1.

Variables de contrôle. Nous incluons dans l'analyse plusieurs variables sociodémographiques à titre de contrôles. Selon des études antérieures, le niveau de scolarité, l'inscription à un programme d'études, les niveaux de scolarité de la mère et du père, le fait de vivre en région rurale, le pays de naissance, la région de résidence, la maternité, le nombre d'enfants et la cohabitation après un mariage sont des variables qui ont toutes une incidence sur la formation et sur la dissolution de l'union (p. ex., Becker et coll., 1977; Bumpass et coll., 1991; Castro-Martin et Bumpass, 1989; Goldscheider et Wait, 1986; Lefebvre et Merrigan, 1997; Lillard et coll., 1995; Manting, 1996; Morgan et Rindfuss, 1985; South et Spitze, 1986; Thornton, Axinn et Teachman, 1995; Waite et Lillard, 1991; White, 1990; Wu et Balakrishnan, 1995). Pour neutraliser l'effet du temps sur la stabilité de l'union (p. ex., Becker et coll., 1977; Trussell, Rodríguez et Vaughan, 1992; Waite et Lillard, 1991), nous incluons dans les analyses une mesure de la durée (en mois) de la cohabitation à compter du début de l'enquête, ainsi que le carré de cette mesure afin d'ajuster une fonction quadratique du temps (Allison, 1984). De surcroît, comme la durée de la cohabitation avant le début de l'enquête varie d'une personne à l'autre (médiane de 44 mois), nous tenons compte de ce facteur (durée en mois) dans l'analyse.

Méthodes d'analyse

Nous suivons une cohorte de couples de fait que nous interrogeons mensuellement pendant deux ans pour déterminer les répercussions des changements de situation économique sur les décisions concernant l'avenir de l'union. Pour commencer l'analyse empirique, nous nous servons de tables à double extinction pour estimer les taux mensuels de mariage et de séparation. Les tables à double extinction fournissent des estimations de la probabilité d'interruption de l'union à chaque période (mois) de cohabitation et décrivent ces probabilités en termes d'interruptions cumulées par période successive. Les personnes qui se marient ou se séparent contribuent à « l'exposition au risque » à chaque période jusqu'au moment de l'interruption de l'union libre. Les personnes qui n'ont pas encore mis un terme à la cohabitation hors mariage contribuent aussi à l'exposition à chaque période jusqu'au moment de l'enquête. Les répondants dont la cohabitation a pris fin à cause du décès de leur partenaire sont tronqués au moment du « deuil ». Nous utilisons des tables à double extinction distinctes pour la cohabitation avant le mariage et après un mariage, car la stabilité du couple dépend de la séquence des unions (Becker et coll., 1977; Hoem et Hoem, 1992).

Puis, nous estimons une série de modèles bilogarithmiques (log-log) avec risques concurrents pour évaluer les effets de la situation économique sur la probabilité que les conjoints de fait se marient ou se séparent, chez l'homme, d'une part, et chez la femme, d'autre part (Allison, 1995; Agresti, 1990). Les modèles se fondent sur les méthodes des coefficients de survie en temps discret calculés d'après des observations mensuelles multiples (mois-personne) représentant les

expériences de vie des répondants[4]. Chaque répondant contribue des mois-personne pour l'analyse à compter du 1er janvier 1993 jusqu'à l'arrêt de la cohabitation ou jusqu'à ce qu'elle soit l'objet d'une censuration au moment de l'interview (autrement dit, quand le couple n'a pas mis un terme à la cohabitation avant la fin de décembre 1994). Les personnes dont le partenaire est décédé sont éliminées de l'analyse au moment du décès du partenaire. Nous traitons le mariage et la séparation comme des phénomènes dont les « risques » sont concurrents en ce sens que nous estimons des modèles distincts pour chaque type d'événement (p. ex., séparation), en tronquant les autres types (p. ex., mariage et « veuvage ») au début de l'intervalle où il survienne. En outre, nous effectuons des analyses séparées pour l'homme et pour la femme, afin de pouvoir comparer les effets des facteurs selon le sexe et parce que l'EDTR n'inclut pas la détermination du nombre d'enfants pour les hommes. Le fichier des mois-personne résultant inclut 14 211 mois-personne pour les femmes et 13 934, pour les hommes.

Les modèles bilogarithmiques complémentaires produisent des estimations des modèles de hasards proportionnels sous-jacents en temps continu, d'après lesquelles nous pouvons calculer un modèle pour les données groupées par

[4] Nous pourrions utiliser des modèles de survie non paramétriques, comme les modèles de hasards proportionnels de Cox (Cox, 1972) ou des modèles paramétriques, comme les modèles d'échec en fonction du temps (Kalbfleisch et Prentice, 1980), mais les premiers ont tendance à poser des difficultés calculatoires dans le cas de grands ensembles de données présentant de nombreux liens et les derniers ne se prêtent pas bien au traitement des covariables dont la valeur varie en fonction du temps (Allison, 1995). Les modèles en temps discret ne posent pas ce genre de problème. Comme l'interruption de l'union est un processus continu et que les événements doivent survenir n'importe quand, nous nous sommes servis de modèles bilogarithmiques complémentaires pour effectuer les analyses multidimensionnelles. Ces modèles offrent notamment l'avantage de produire des estimations paramétriques directement comparables à celles obtenues grâce aux modèles de hasards proportionnels de Cox, par conséquent, de fournir une interprétation du risque relatif comparable aux estimations obtenues avec le modèle de Cox (Allison, 1995, pp. 216 et 217). Dans le cadre d'analyses non publiées, nous avons ajusté expérimentalement à nos données mois-personne une série de modèles logit multinomiaux traitant les deux issues de l'union libre comme des risques concurrents. Ces essais ne révèlent aucun écart significatif entre les deux ensembles d'estimations.

intervalle. Si nous supposons que les événements sont produits conformément au modèle de hasards proportionnels de Cox (Cox, 1972), nous obtenons l'équation

$$\log[-\log(1-P_{it})] = a_t + \beta_1 x_{it1} + \ldots + \beta_k x_{itk}$$

où $t = 1,2,3, \ldots$ représente les intervalles de temps égaux commençant à l'origine, P_{it} représente la probabilité qu'un événement (mariage ou séparation) survienne pour un personne i durant l'intervalle t, étant donné que la personne n'a vécu aucun événement durant l'intervalle t-1, et où $x_1,\ldots, x_k$ représente un ensemble de k covariables (Agresti, 1990, p. 105). Pour les modèles bilogarithmiques complémentaires, les estimations des paramètres ß se fondent sur une interprétation du « risque relatif » analogue à celle des estimations du modèle de Cox. On peut interpréter une transformation simple, $100(e^{\beta}-1)$, comme le taux de variation de la cote indiquant le risque qu'un événement survienne quand on augmente la valeur d'une variable indépendante donnée d'une unité en maintenant constante la valeur de toutes les autres covariables.

Pour comparer les deux issues concurrentes de l'union libre, nous estimons également des modèles logit binaires du mariage (par opposition à la séparation) pour les personnes qui mettent fin à l'union libre. Ici, nous voulons savoir comment les circonstances économiques et d'autres covariables influent sur le type d'issue. Le modèle logit peut s'écrire sous la forme

$$\log(P_{it}/[1-P_{it}]) = a_t + \beta_1 x_{it1} + \ldots + \beta_k x_{itk}$$

où $t = 1,2,3, \ldots$ représente des intervalles de temps égaux commençant à l'origine, P_{it} représente la probabilité conditionnelle que la personne i se marie durant l'intervalle t, étant donné que cette personne ne s'est pas mariée durant l'intervalle t-1, et $x_1, \ldots, x_k$ représente un ensemble de k covariables. Les estimations des paramètres ß représentent le logarithme de la cote exprimant le « risque » de mariage. Chaque fois que la valeur d'une variable indépendante donnée augmente d'une unité, la cote estimative exprimant le risque de mariage est multipliée par $\exp(\beta)$.

5. RÉSULTATS

Le tableau 2 présente les proportions cumulées de couples cohabitant avant le mariage ou après un mariage qui se sont mariés ou séparés depuis le 31 décembre 1992. Les tables à double extinction révèlent certaines variations de la stabilité de la cohabitation selon qu'elle a lieu avant le mariage ou après un mariage. Le quart des unions libres prénuptiales avaient pris fin au terme de la période de 24 mois observée, en donnant lieu à des proportions à peu près égales de mariages et de séparations. Les unions libres après un mariage semblent plus stables que les cohabitations avant le mariage, 85 % étant encore intactes à la fin de la période de référence 24 mois. L'union libre après un mariage semble aussi mener en proportions égales au mariage ou à la séparation.

Tableau 2. Estimations, d'après les tables de survie, des proportions cumulatives de couples de fait qui se sont mariés ou séparés au Canada, 1993-1994

	Cohabitation avant le mariage			Cohabitation après un mariage		
Mois écoulés depuis	Proportion de couples de fait			Proportion de couples de fait		
le 31 décembre	Survivants	Mariés	Séparés	Survivants	Mariés	Séparés
1992						
6	0.980	0.002	0.018	0.991	0.002	0.007
12	0.881	0.065	0.054	0.945	0.031	0.024
18	0.831	0.073	0.096	0.913	0.048	0.039
24	0.753	0.124	0.123	0.854	0.071	0.075
N	1000			432		
Proportion tronquée	88.1%			91.7%		

Nota: Les estimations d'après les tables de survie se fondent sur deux tables de survie à double extinction. Les tables de survie complètes peuvent être obtenues auprès des auteurs sur demande.

Le tableau 3 contient les estimations bilogarithmiques complémentaires des risques concurrents de sortie de la cohabitation chez la femme. Le modèle 1 montre les effets de la situation économique de la femme sur le risque d'interruption de l'union libre par mariage, d'une part, et par séparation, d'autre part. Le modèle 2, qui, en plus des variables du modèle 1, contient des variables sociodémographiques et d'effet temporel, est celui que nous préférons compte tenu des résultats des tests d'amélioration du logarithme du rapport de vraisemblance[5]. Alors que la situation financière des femmes semble n'avoir aucune incidence significative sur la probabilité du mariage, elle influe sur la probabilité de séparation. Les gains personnels sont directement corrélés à la probabilité de se séparer. Ainsi, le modèle 2 montre que, chez la femme, un accroissement des gains personnels de 1 000 $ augmente la probabilité de séparation de pratiquement 12 % ($100[e^{0.112}-1]$), tandis qu'un accroissement de 1 000 $ des gains familiaux diminue la probabilité de séparation de presque 9 %. Les couples de fait dont les gains sont inférieurs au seuil de faible revenu courent un risque de se séparer pratiquement 95 % plus élevé que ceux dont les gains sont supérieurs à ce seuil. L'obtention de prestations d'aide sociale n'a aucune incidence significative sur la probabilité de se marier ou de se séparer. Des analyses dont nous ne présentons pas les résultats ici indiquent que l'interaction entre la maternité et l'obtention de prestations d'aide sociale n'est pas significative non plus.

Il existe une association entre plusieurs catégories professionnelles et la probabilité que l'union libre évolue vers le mariage ou la séparation. Les employées qualifiées occupées à temps plein ont environ 86 % plus de chances de se marier que les chômeuses (voir le modèle 2). Après neutralisation des facteurs

[5] Pour les deux modèles de mariage, la valeur de la variable chi carré est 47,5 ($d.\ l. = 14, p < 0{,}001$). La valeur correspondante de la variable chi carré pour les deux modèles de séparation est 37,1 ($d.l. = 14,\ p < 0{,}001$).

sociodémographiques et temporels, l'effet de l'occupation d'un poste de travailleuse qualifiée à temps partiel sur la probabilité de se marier, positif au départ, devient non significatif. Les employées semi-spécialisées et qualifiées qui travaillent à temps plein sont nettement plus susceptibles de se séparer que les chômeuses (243 % et 210 %, respectivement).

Tableau 3. Estimations des paramètres des modèles bilogarithmiques complémentaires de la sortie de l'union libre, Canadiennes, 1993-1994

	Modèle 1		Modèle 2	
	Marriage	Séparation	Marriage	Séparation
Variables indépendantes	b	b	b	b
Financières				
Gains personnels[a]	-0.012	0.096 ***	-0.017	0.112 ***
Gains familiaux[a]	0.006	-0.078 ***	0.009	-0.094 ***
Faible revenu[a]	0.238	0.722 **	-0.099	0.666 **
Aide sociale[b]	-0.594	0.346	-0.761	0.282
Situation d'activité [b]				
Profession libérale/ spécialiste	-0.030	-0.094	0.144	-0.055
Semi-spécialisé, t. plein	0.457	1.160 **	0.374	1.232 **
Semi-spécialisé, t.part.	0.268	0.453	0.716	0.185
Employé qualifié, t. plein	0.757 **	1.365 ***	0.620 *	1.132 ***
Employé qualifié, t. part.	0.899 **	0.795	0.717	0.645
Employé non qualifié, t. plein	0.126	0.664	-0.043	0.683
Employé non qualifié, t. part.	-0.192	1.168	-0.099	1.164
Non précisé, t. plein	0.238	0.795	0.307	0.544
Non précisé, t. part.	0.289	0.769	0.241	0.347
Sociodémographiques				
Âge[a]			-0.178	-0.109
Niveau de scolarité[a]			-0.021	0.158
Inscription à un programme d'étudesb			0.095	0.095
Niveau de scolarité de la mère			0.166	-0.089
Niveau de scolarité du père			-0.167	-0.022
Résidence rurale[a]			-0.504	0.109
Née à l'étranger			0.979 **	-1.075
Québec[a]			-1.340 ***	-0.490 *
Maternité[a]			-0.555	-0.157
Nombre d'enfants			0.140	-0.040
Cohabitation après un mariage			-0.282	-0.130
Effet du temps				
Mois			0.001	0.071
Mois au carré			-0.001	-0.003
Nombre de mois de cohabitation antérieure			-0.008 **	-0.004
Coordonnée à l'origine	-5.643 ***	4.810 ***	-3.176 ***	-4.547 ***
Logarithme du rapport de vraisemblance	-482.2	-433.4	-434.7	-396.3
(*d.l.*)	14	14	28	28
Nombre de cas	688		688	
Nombre de mois-personne	14,211		14,211	

[a] Variable annuelle fonction du temps.
[b] Variable mensuelle fonction du temps.
* $p < 0,10$ ** $p < 0,05$ *** $p < 0,01$ (test bilatéral).

La plupart des effets sociodémographiques et temporels contrôlés ne sont pas importants, à quelques exceptions près. Les femmes nées à l'étranger sont, toutes proportions gardées, plus nombreuses à se marier que celles nées au Canada. La cohabitation hors mariage semble nettement plus stable au Québec, où les femmes qui vivent en union libre sont 74 % moins susceptibles de se marier et 39 % moins susceptibles de se séparer que leurs homologues ailleurs au Canada. La durée antérieure de la cohabitation semble aussi rendre le mariage moins probable, mais paraît n'avoir aucun effet significatif sur le risque de séparation.

Le tableau 4 présente les estimations bilogarithmiques complémentaires de la sortie de la cohabitation chez l'homme, pour des spécifications des modèles 1 et 2 comparables à celles du tableau 3. De nouveau, le modèle 2 est celui que nous préférons [6]. Comme dans le cas des femmes, on n'observe aucun lien significatif entre les circonstances financières des hommes et la probabilité que l'union libre aboutisse à un mariage, mais ces circonstances influent sur le risque de séparation. Le modèle 2 montre qu'un accroissement de 1 000 $ des gains personnels augmente la probabilité de séparation 12 %, résultat étonnamment semblable à l'effet de l'augmentation des gains personnels des femmes. Comme chez la femme également, le revenu du ménage est inversement corrélé à la probabilité de séparation. Ni le fait d'avoir un revenu tombant sous le seuil de faible revenu ni celui d'obtenir des prestations d'aide sociale n'a un effet significatif sur la probabilité de mariage ou de séparation chez l'homme qui vit en union libre.

[6] Les valeurs de la variable chi carré sont 64,5 et 88,8 ($d.l. = 12$, $p < 0{,}001$) pour les modèles de mariage et de séparation, respectivement.

Tableau 4. Estimations des paramètres des modèles bilogarithmiques complémentaires pour la sortie de l'union libre, Canadiens, 1993-1994

	Modèle 1		Modèle 2	
	Marriage	Séparation	Marriage	Séparation
Variables indépendantes	b	b	b	b
Financières				
Gainspersonnels[a]	0.008	0.106 ***	0.003	0.113 ***
Gains familiaux[a]	-0.009	-0.098 ***	-0.012	-0.103 ***
Faible revenu[a]	-0.604	0.131	-0.541	-0.009
Aide sociale[b]	-0.199	-0.091	-0.249	0.112
Situation d'activité [b]				
Profession libérale/ spécialiste	1.026 *	-0.767	1.431 **	-0.654
Semi-spécialisé, t. plein	0.663	0.047	0.777 *	0.319
Semi-spécialisé, t. part.	0.694	0.493	0.763	1.272
Employé qualifié[c]	0.379	-0.079	0.313	-0.058
Employé non qualifié[c]	0.546	-0.334	0.547	-0.261
Non précisé[c]	0.449	0.344	-0.092	0.109
Sociodémographiques				
Âge[a]			-0.042	-0.102
Niveau de scolarité[a]			0.187 *	-0.067
Inscription à un programme d'études[b]			-1.415	-0.448
Niveau de scolarité de la mère			0.042	0.108
Niveau de scolarité du père			-0.030	0.113
Résidence rurale[a]			-0.403	-0.129
Né à l'étranger			-0.571	0.159
Québec[a]			-1.778 ***	-0.329
Cohabitation après un mariage			-0.636	-0.510
Effet du temps				
Mois			0.013	0.077
Mois au carré			-0.001	-0.004
Nombre de mois de cohabitation antérieure			-0.009 **	-0.006 *
Coordonnée à l'origine	-5.437 ***	-4.697 ***	-4.422 ***	-3.870 ***
Logarithme du rapport de vraisemblance	-477.3	-447.6	-412.8	-388.8
(*d.l.*)	11	11	23	23
Nombre de cas	671		671	
Nombre de mois-personne	13,934		13,934	

[a] Variable annuelle fonction du temps.
[b] Variable mensuelle fonction du temps.
[c] En raison de la petite taille des cellules, on a regroupé les travailleurs à temps plein et à temps partiel.
* $p < 0,10$ ** $p < 0,05$ *** $p < 0,01$ (test bilatéral).

Les hommes exerçant une profession libérale ou occupant un emploi de spécialiste et les travailleurs semi-spécialisés employés à temps plein sont plus susceptibles de se marier que les chômeurs (318 % et 117 %, respectivement). Pour les autres catégories professionnelles, on n'observe aucun écart significatif par rapport aux chômeurs. De nouveau, nombre des variables de contrôle n'ont aucun effet significatif. Chez l'homme qui vit en union libre, la probabilité de mariage augmente avec le niveau de scolarité, mais elle est 83 % plus faible au Québec qu'ailleurs au Canada. La stabilité de l'union libre a tendance à croître au fil du temps, puisque la probabilité que ce genre d'union aboutisse au mariage ou à la séparation diminue au prorata du nombre de mois de cohabitation antérieure.

Le tableau 5 présente les estimations des paramètres de deux modèles logit binaires pour les femmes et pour les hommes, respectivement. Les modèles permettent de calculer la probabilité conditionnelle du mariage par opposition à la séparation, étant donné qu'un terme est mis à l'union libre. Examinons d'abord la probabilité de se marier comparativement à celle de se séparer chez la femme. Le tableau montre que l'augmentation des gains personnels fait baisser la probabilité du mariage. En revanche, l'augmentation des gains familiaux l'augmente. Bien que les femmes dont les gains sont inférieurs au seuil de faible revenu soient plus susceptibles de vivre une séparation que celles dont le revenu excède ce seuil (tableau 3), le tableau 5 montre que, si la femme met fin à la cohabitation, le seuil de faible revenu n'a aucun effet significatif sur le type d'issue choisi. De surcroît, bien que l'obtention de prestations d'aide sociale n'influe pas sur l'interruption de l'union libre, la cote exprimant le risque qu'une union interrompue alors que la femme bénéficie de prestations d'aide sociale se conclue par un mariage n'est égale qu'à 0,074 ($e^{-2.602}$) fois celle d'autres unions libres. Autrement dit, ces unions libres sont plus susceptibles de se terminer par une séparation que par un mariage.

Tabeau 5. Estimations des paramètres des modèles Logit binaires de mariage c. séparation : Canada, 1993-1994

Variables indépendantes	Femmes b	Hommes b
Financières		
Gains personnels[a]	-0.141 ***	-0.162 ***
Gains familiaux[a]	0.095 ***	0.109 ***
Faible revenu[a]	-0.692	-0.926
Aide sociale[b]	-2.602 ***	-0.371
Situation d'activité [b]		
Profession libérale/spécialiste	-1.071	3.147 *
Semi-spécialisé, t. plein	-0.772	0.920
Semi-spécialisé, t. part.	0.606	0.674
Employé qualifié, t. plein[c]	-1.652 **	1.041
Employé qualifié, t. part.	0.567	--
Employé non qualifié, t. plein[c]	-0.391	1.109
Employé non qualifié, t. part.	-1.624	--
Non précisé, t. plein[c]	-0.931	-0.651
Non précisé, t. part.	-1.141	--
Sociodémographiques		
Âge[a]	-0.309	0.114
Niveau de scolarité[a]	-0.168	0.645 **
Inscription à un programme d'études[b]	-1.893 *	-2.154
Niveau de scolarité de la mère	0.072	0.010
Niveau de scolarité du père	-0.022	-0.117
Résidence en région rurale[a]	-1.401	0.250
Né(e) à l'étranger	2.175	-0.232
Québec[a]	-0.521	-1.936 ***
Maternité[a]	-0.531	--
Nombre d'enfants	0.106	--
Cohabitation après un mariage	0.895	0.173
Effet du temps		
Mois	-0.265	-0.328 **
Mois cau arré	0.012	0.014 **
Nombre de mois de cohabitation antérieure	-0.007	0.008
Coordonnée à l'origine	4.810 **	-1.486
Logarithme du rapport de vraisemblance	-62.0	-68.8
(*d.l.*)	28	23
N	151	140

[a] Variable annuelle fonction du temps.
[b] Variable mensuelle fonction du temps.
[c] Pour les hommes, les travailleurs à temps plein et à temps partiel sont regroupés en raison de la petite taille des cellules.
* $p < 0,10$ ** $p < 0,05$ *** $p < 0,01$ (test bilatéral).

Alors que, selon le tableau 3, les femmes occupant un poste à temps plein d'employée qualifiée sont plus susceptibles de se marier ou de se séparer que les chômeuses, le tableau 5 montre que les femmes de cette catégorie qui mettent un terme à leur union libre sont moins susceptibles de se marier que de se séparer de leur conjoint. En outre, les femmes couramment inscrites à un programme d'études sont nettement moins susceptibles de se marier que de se séparer, bien que l'inscription à des cours n'influe pas, en soi, sur la probabilité de dissolution de l'union libre (voir tableau 3). Enfin, nous constatons que la valeur de la coordonnée à l'origine est positive et significative, ce qui donne à penser que, toutes autres choses étant égales, les femmes qui mettent un terme à l'union libre sont plus susceptibles de se marier que de se séparer. Les effets d'autres facteurs sur le type d'issue choisi ne sont pas significatifs.

Si l'on examine maintenant le cas des hommes, on constate que l'augmentation des gains personnels a tendance à diminuer la probabilité de transition au mariage, tandis que l'accroissement des gains familiaux l'augmente. Les hommes qui exercent une profession libérale ou qui occupent un poste de spécialiste sont, toutes proportions gardées, nettement plus nombreux à mettre fin à l'union libre par un mariage que par une séparation. La probabilité de mettre fin à une union libre par un mariage augmente aussi avec le niveau de scolarité. Au Québec, la probabilité est nettement plus faible de mettre fin à l'union libre par mariage que par séparation. Enfin, dans le cas des hommes, le facteur temps semble avoir une incidence sur l'issue de l'union libre, la probabilité de terminer la cohabitation par un mariage diminuant au fil du temps à un taux décroissant. Les effets d'autres facteurs ne sont pas significatifs.

6. DISCUSSION

La présente étude a pour but d'examiner l'union libre en regard des circonstances économiques des conjoints. Nous essayons de déterminer si la situation financière et la situation d'activité ont une incidence sur la probabilité que les hommes et les femmes qui vivent en union libre au Canada se marient ou se séparent. Nous présentons trois hypothèses : une hypothèse de privation économique selon laquelle le risque de séparation est élevé quand la situation économique est assez mauvaise; une hypothèse axée sur la femme selon laquelle l'amélioration de sa situation économique se traduit par une probabilité plus faible de mariage, car l'indépendance économique peut rendre ce dernier moins désirable; enfin, une hypothèse axée sur l'homme, selon laquelle sa situation économique est en corrélation directe avec le mariage, parce que, traditionnellement, la décision de se marier dépend de l'aptitude qu'a l'homme de fonder un ménage indépendant. Nous commençons par établir des tables de survie à double extinction descriptives de l'échantillon observé, puis nous effectuons une série d'analyses par régression multidimensionnelle.

Premièrement, nos tables à double extinction produisent des taux de survie de l'union libre plus élevés que ceux publiés antérieurement. Selon d'autres études, l'union libre serait plus stable au Canada qu'aux États-Unis (p. ex., Le Bourdais et Marcil-Gratton, 1996). Les études réalisées aux États-Unis indiquent qu'entre la moitié et les deux tiers des cohabitations hors mariage se dissolvent en deux ans (p. ex., Bumpass et Sweet, 1989; Smock et Manning, 1997). Notre étude donne à penser qu'au Canada, l'union libre est comparativement plus stable : 75 % des cohabitations avant le mariage et 85 % de celles survenant après un mariage persistent deux ans après l'enquête. Cependant, selon d'autres études menées au

Canada, les taux de dissolution de l'union libre sont environ 20 % plus élevés que ceux observés ici (p. ex., Wu et Balakrishnan, 1995).

Deux éléments complémentaires pourraient expliquer cet écart. D'une part, les unions libres deviennent peut-être plus stables au fil du temps, comme les cohabitations observées dans le cadre de la présente étude sont plus récentes que celles observées lors d'études antérieures. Ce phénomène serait conforme à l'opinion selon laquelle l'union libre devient un nouveau mode de vie de mieux en mieux accepté par la société canadienne (Wu et Balakrishnan, 1995). D'autre part, l'écart pourrait refléter le biais de durée qui entache l'échantillon. Comme nous l'avons mentionné, nous avons observé chaque union libre non pas depuis son début, mais depuis celui de l'enquête. Nous avons, certes, inclus le nombre de mois de cohabitation avant l'enquête à titre de covariable dans les analyses par régression, mais les couples les plus susceptibles de mettre un terme à leur cohabitation se sont peut-être retranchés eux-mêmes de l'échantillon avant l'enquête. Autrement dit, les sujets que nous avons échantillonnés ont vécu en union libre pendant une période variable avant le début de l'enquête (médiane = 44 mois). Manifestement, les unions libres de longue durée sont surreprésentées dans l'échantillon. Elles ont tendance à « s'accumuler » dans la population, leur nombre lors de l'analyse transversale étant par conséquent plus élevé que prévu du point de vue d'une cohorte (Bumpass et coll., 1991). Ce problème s'est posé à l'occasion d'autres études basées sur des méthodes d'échantillonnage similaires (p. ex., Smock et Manning, 1997), avec des répercussions comparables sur les taux de dissolution[7].

[7] Par exemple, en se servant des données de deux phases de la NSFH, Smock et Manning (1997) constatent qu'environ la moitié des unions libres survivent deux ans aux États-Unis, résultat qui est néanmoins inférieur d'environ 20 points de pourcentage aux estimations calculées d'après les données de la première phase de la NSFH (voir Bumpass et Sweet, 1989).

Passons maintenant à nos hypothèses (privation économique, axée sur la situation de la femme et axée sur la situation de l'homme). Nos résultats les appuient toutes les trois dans une certaine mesure. Tous les modèles de régression corroborent l'hypothèse de privation économique. La probabilité d'une séparation diminue quand les gains du ménage augmentent (voir les tableaux 3 et 4). De surcroît, les femmes qui vivent en union libre dans des circonstances où le revenu est inférieur au seuil de faible revenu sont plus susceptibles que les autres de choisir la séparation (tableau 3). Le tableau 5 renforce ces effets et montre que le fait de recevoir des prestations d'aide sociale diminue la probabilité que l'union libre aboutisse au mariage.

Les données à l'appui de l'hypothèse axée sur la situation de la femme figurent dans les tableaux 3 et 5. Contrairement aux indications de travaux de recherche antérieurs (p. ex, Lefebvre et Merrigan, 1997), nous notons une corrélation positive entre les gains personnels de la femme et la probabilité de séparation. En outre, alors que, selon les études antérieures, la corrélation entre l'obtention de prestations d'aide sociale et la probabilité que l'union libre prenne fin n'est pas significative (p. ex., Lefebvre et Merrigan, 1997; Smock et Manning, 1995), notre étude indique que les femmes qui reçoivent des prestations d'aide sociale et qui mettent fin à leur union libre sont plus susceptibles de choisir de se séparer que de se marier (tableau 5). Cette observation donne à penser que l'aide sociale permet aux femmes de se libérer d'une union improductive ou dans laquelle elles sont exploitées ou victimes de violence. Chez la femme, l'augmentation des ressources sociales, en sus des ressources économiques, semble également rendre le mariage moins probable, comme en témoigne le taux croissant de séparation observé chez les ouvrières et employées semi-spécialisées et qualifiées occupées à temps plein (tableaux 3 et 5). Il se pourrait que les femmes qui ont accès à ces

ressources jugent le mariage moins désirable et puissent plus facilement quitter une union insatisfaisante.

Enfin, les tableaux 4 et 5 affichent des résultats contradictoires en ce qui concerne l'hypothèse axée sur la situation de l'homme. Selon ces résultats, contrairement à l'hypothèse et aux résultats d'études antérieures (p. ex., Lefebvre et Merrigan, 1997; Smock et Manning, 1997), les gains personnels de l'homme sont directement corrélés à la probabilité de séparation. Cependant, les gains familiaux totaux semblent contribuer à la stabilité de l'union libre (tableau 4). Il existe un lien positif entre l'augmentation des ressources sociales, caractérisée par l'exercice d'une profession libérale ou l'occupation d'un emploi de spécialiste, ou bien par un emploi semi-spécialisé à temps plein, et la probabilité de se marier. Pareillement, comme le montrent des études antérieures, la probabilité de se marier augmente parallèlement au niveau de scolarité (Smock et Manning, 1997).

Les effets des facteurs sociodémographiques et du facteur temps confirment en général les résultats des travaux de recherche antérieurs. Les résidents du Québec sont moins susceptibles de se marier et plus susceptibles de se séparer que les autres Canadiens (Lefebvre et Merrigan, 1997; Wu, 1995). L'inscription des femmes à un programme d'études rend les conjoints de fait moins susceptibles de se marier que de se séparer (Manning et Smock, 1995). En outre, le sens des effets éventuels de l'âge est similaire à celui observé par d'autres auteurs (p. ex., Lefebvre et Merrigan, 1997); l'âge augmente la probabilité de se séparer chez la femme, mais la fait baisser chez l'homme (quoique de façon non significative). Les cohabitations de longue durée deviennent de plus en plus stables — les conjoints de fait sont d'autant moins susceptibles de se marier ou de se séparer que l'union est plus ancienne (tableaux 4 et 5).

Ces résultats font ressortir plusieurs aspects importants de l'interruption de la cohabitation hors mariage. Premièrement, contrairement à ce qu'on observe aux États-Unis (p. ex., Smock et Manning, 1997), la situation économique de la femme contribue considérablement à la stabilité de l'union libre au Canada. Cette situation économique influe principalement sur la probabilité de se séparer. L'amélioration des ressources économiques et sociales rend le mariage moins souhaitable (tableau 5), ou facilite la dissolution de l'union (tableau 3). L'amélioration de la situation financière de l'homme semble décourager l'interruption de l'union libre par une séparation, sans toutefois augmenter significativement la probabilité de mariage, mais la situation d'activité est corrélée positivement avec le mariage (tableau 4).

Deuxièmement, les études antérieures se limitaient à examiner les effets de l'emploi à temps plein ou à temps partiel, sans tenir compte de l'effet de la catégorie professionnelle (p. ex., Manning et Smock, 1995; Smock et Manning, 1997). Notre étude indique que les effets de la situation d'activité dépassent le cadre des horaires de travail. Si, selon des études antérieures, dans certains cas, le fait d'être ou non employé à temps plein a une incidence sur la probabilité de se marier, ces effets varient selon le sexe et la profession au Canada. Les femmes qualifiées employés à plein temps sont plus susceptibles de se marier que les chômeuses, mais elles sont encore plus susceptibles de se séparer. Il en est de même des femmes occupant un emploi de niveau semi-spécialisé. Comme ces deux catégories professionnelles constituent aussi les deux sources les plus importantes d'emploi chez la femme (tableau 1), il semble que regrouper simplement tous les travailleurs à temps plein ou à temps partiel, indépendamment de la profession, pourrait produire des résultats erronés.

Ces observations corroborent les travaux de recherche sur la dissolution du mariage qui indiquent que l'emploi de la femme déstabilise l'union (p. ex., Hoem et Hoem, 1992; South et Spitze, 1986; White, 1990), parce que les conflits entre les obligations matrimoniales et professionnelles peuvent créer des tensions dans le couple ou que l'augmentation des ressources peut compenser les coûts de la séparation. Cependant, comme les effets de la profession persistent même si on neutralise ceux du revenu, il semble que les effets de l'emploi ne se limitent pas à l'aspect financier. South et Lloyd (1995) laissent entendre que le risque de dissolution de l'union libre est maximal quand les partenaires ont le choix entre un grand nombre d'autres compagnons éventuels. La participation accrue des femmes au marché du travail pourrait rendre les unions plus instables, car l'offre d'autres partenaires séduisants augmente. Selon ce raisonnement, on peut s'attendre à ce que les professions où le rapport hommes-femmes penche en faveur du sexe opposé augmentent la probabilité de séparation, si les conjoints de rechange éventuels se trouvent également dans une situation économique favorable (c.-à-d. occupent des emplois de niveau élevé). Par conséquent, les femmes qui occupent des emplois très spécialisés (détenus principalement par des hommes) ont sans doute le choix entre de nombreux nouveaux partenaires éventuels attrayants, situation qui pourrait accroître les avantages de former une nouvelle union. Le fait que les emplois semi-spécialisés et spécialisés offrent ce genre de milieu explique peut-être, du moins en partie, comment la profession, indépendamment du revenu, influe sur la stabilité de l'union.

Les hommes qui exercent une profession libérale ou ont un emploi de haut niveau et ceux qui occupent un emploi semi-spécialisé à temps plein sont plus susceptibles de se marier que les chômeurs, observation qui confirme les résultats des études sur le comportement à l'égard du mariage (p. ex., Landale et Forste, 1991; Oppenheimer et coll., 1997). De nouveau, se contenter de regrouper les

travailleurs à temps plein ou à temps partiel pourrait mener à des conclusions erronées. Bien que les gains personnels semblent associés positivement à la probabilité de séparation, l'emploi régulier dans le contexte de professions de haut niveau peut augmenter l'attrait des hommes en tant que partenaire ou augmenter les pressions sociétales voulant qu'ils légalisent l'union libre. Le tableau 5 indique que les hommes occupant un emploi spécialisé ou exerçant une profession libérale sont nettement plus susceptibles de décider de se marier que de se séparer. Cette observation renforce la notion selon laquelle le niveau professionnel élevé les rend plus attrayants ou augmente les pressions qui les incitent à se marier.

L'augmentation de la prévalence de l'union libre justifie de pousser les travaux de recherche au-delà de la simple description de la durée ou de la dissolution. Étant donné que cette union prend de plus en plus d'importance sur la scène conjugale au Canada, l'étude des phénomènes de formation et de dissolution des couples doit inclure toutes les formes d'union. Le processus de dissolution de l'union libre est tout aussi important que le processus du divorce en ce qui concerne la vie familiale. La présente étude vise à fournir des estimations courantes de la durée de l'union libre et de la fréquence de sa dissolution au Canada, avec une analyse détaillée des processus menant au mariage ou à la séparation chez l'homme, ainsi que chez la femme. On a accordé une attention particulière à l'effet des circonstances économiques sur la stabilité de l'union libre, domaine qui avait antérieurement été peu étudié en raison du manque de données.

Bien qu'il fournisse des mesures détaillées des circonstances économiques, l'ensemble de données de l'EDTR imposent certaines limites à notre recherche. Premièrement, comme nous l'avons mentionné, l'EDTR offre un échantillon entaché d'un biais éventuellement problématique lié à la durée de l'union libre, en ce sens que nous observons les unions à partir du début de l'enquête plutôt que

depuis le moment de leur formation. Comme les unions libres prolongées ont tendance à « s'accumuler » dans la population, elles sont surreprésentées dans notre échantillon et les unions les plus susceptibles de se conclure par un mariage ou une séparation pourraient l'avoir déjà fait avant l'enquête et n'être donc pas incluses dans les analyses.

Deuxièmement, l'EDTR fournit des renseignements détaillés sur la situation d'activité de chaque répondant, mais fournit peu de renseignements sur les activités du partenaire. L'évaluation de la situation économique des partenaires se limite au revenu, alors que, selon certains auteurs, les situations relatives d'activité des deux partenaires ont également une incidence sur la stabilité de l'union (Tzeng et Mare, 1995).

Enfin, l'EDTR fournit des renseignements détaillés sur le travail et le revenu au détriment d'autres domaines. Le manque général d'information concernant les enfants pourrait causer un problème ici. Les renseignements sur les enfants, qu'on ne possède que pour les femmes, incluent la date de naissance du premier enfant uniquement, même si on recueille des données sur le nombre total d'enfants élevés par la répondante. Par conséquent, nous ne pouvons déterminer si des enfants vivent encore avec la personne interrogée et, dans de nombreux cas, nous ne pouvons pas déterminer l'effet du moment de l'arrivée des enfants sur la stabilité de l'union. Pourtant, on a montré que ces facteurs influencent cette stabilité (p. ex., Bumpass et coll., 1991; Morgan et Rindfuss, 1985; Tzeng et Mare, 1995; Wu, 1995).

Malgré ces limites, la profusion de données sur les circonstances économiques que fournit l'EDTR contribue considérablement à notre compréhension de l'évolution de la vie conjugale au Canada. Nous espérons que

de futurs travaux permettront d'examiner plus en détail la relation entre la situation économique des conjoints de fait et la stabilité de l'union. De toute évidence, les deux partenaires jouent un rôle dans le processus de dissolution de l'union libre, les facteurs d'ordre financier et professionnel ayant des effets distincts sur sa stabilité.

BIBLIOGRAPHIE

Agresti, Alan. 1990. *Categorical Data Analysis*. New York: Wiley.

Allen, Douglas W. 1993. "Welfare et the family: The Canadian experience", *Journal of Labor Economics* **11**(3): S201-S223.

Allison, Paul D. 1984. *Event History Analysis: Regression for Longitudinal Event Data*. Beverly Hills: Sage.

Allison, Paul D. 1995. *Survival Analysis Using the SAS System: A Practical Guide*. Gary, NC.: SAS Institute.

Becker, Gary S. 1981. *A Treatise on the Family*. Cambridge: Harvard University Press.

Becker, Gary S., Elisabeth M. Landes, et Robert T. Michael. 1977. "An economic analysis of marital instability", *Journal of Political Economy* **85**(6): 1141-1187.

Bennett, Neil G., Ann Klimas Blanc, et David E. Bloom. 1988. "Commitment and the modern union: assessing the link between premarital cohabitation and subsequent marital stability", *American Sociological Review* **53**(1): 127-138.

Bennett, Neil G., David E. Bloom, et Patricia H. Craig. 1989. "The divergence of black and white marriage patterns", *American Journal of Sociology* **95**(3): 692-722.

Blanc, Ann Klimas. 1987. "The formation and dissolution of second unions: Marriage and cohabitation in Sweden and Norway", *Journal of Marriage and the Family* **49**(May): 391-400.

Bumpass, Larry L. et James A. Sweet. 1989. "National estimates of cohabitation", *Demography* **26**(4): 615-625.

Bumpass, Larry L., James A. Sweet, et Andrew Cherlin. 1991. "The role of cohabitation in declining rates of marriage", *Journal of Marriage and the Family* **53**(4): 913-927.

Burch, Thomas K. et Ashok K. Madan. 1986. *Formation et rupture d'union: Résultats de l'Enquête sur la famille de 1984*. Numéro 99-963 au catalogue. Ottawa: Statistique Canada.

Carmichael, Gordon A. 1990. "A cohort analysis of marriage and informal cohabitation among Australian men", *Australian and New Zealand Journal of Sociology* **27**(1): 53-72.

Carlson, Elwood. 1985. "Couples without children", dans Kingsley Davis (ed.), *Contemporary Marriage: Comparative Perspectives on a Changing Institution*. New York: Russell Sage Foundation.

Castro Martin, T. et Larry L. Bumpass. 1989. "Recent trends and differentials in marital disruption", *Demography* **25**(1): 37-51.

Cox, D. R. 1972. "Regression models and life tables (with discussion)", *Journal of the Royal Statistical Society* **Series B34**:187-220.

Dixon, Ruth B. 1971. "Explaining cross-cultural variations in age at marriage and proportions never marrying", *Population Studies* **25**:221-223.

Dumas, Jean et Yves Péron. 1992. *Mariage et vie conjugale au Canada.* Numéro 91-534F au catalogue. Ottawa: Statistique Canada.

Goldscheider, Francis Kobrin et Linda J. Waite. 1986. "Sex differences in the entry into marriage", *American Journal of Sociology* **92**(1): 91-109.

Hoem, Jan M. 1986. "The impact of education on modern family-union formation", *European Journal of Population* **2**:113-133.

Hoem, Britta et Jan M. Hoem. 1992. "The disruption of marital and non-marital unions in contemporary Sweden", dans James Trussell, Richard Hankinson, and Judith Tilton (eds.), *Demographic Applications of Event History Analysis*. New York: Oxford University Press, pp. 61-93.

Kalbfleisch, J. D. et R. L. Prentice. 1980. *Analysis of Failure Time Data.* New York: Wiley. Landale, Nancy S. and Renata Forste. 1991. "Patterns of entry into cohabitation and marriage among mainland Puerto Rican women", *Demography* **28**(4): 587-607.

Le Bourdais, Celine et Nicole Marcil-Gratton. 1996. "Family transformations across the Canadian/American border: When the laggard becomes the leader", *Journal of Comparative Family Studies* **27**(3): 415-436.

Lefebvre, Pierre et Philip Merrigan. 1997. "Social assistance and conjugal union dissolution in Canada: A dynamic analysis", *Canadian Journal of Economics* **30**(1): 112-134.

Leridon, Henri. 1990. "Cohabitation, marriage, separation: An analysis of life histories of French cohorts from 1968 to 1985", *Population Studies* **44**: 127-144.

Lichter, Daniel T., Diane K. McLaughlin, George Kephart, et David J. Landry. 1992. "Race and the retreat from marriage: A shortage of marriageable men?", *American Sociological Review* **57**: 781-799.

Lillard, Lee A., Michael J. Brien, et Linda J. Waite. 1995. "Premarital cohabitation and subsequent marital dissolution: A matter of self-selection?", *Demography* **32**(3): 437-457.

MacDonald, Maurice M. et Ronald R. Rindfuss. 1981. "Earnings, relative income, and family formation", *Demography* **18**(2):123-136.

Manning, Wendy D. et Pamela J. Smock. 1995. "Why marry? Race and the transition to marriage among cohabitors", *Demography* **32**(4): 509-520.

Manting, Dorien. 1996. "The changing meanings of cohabitation and marriage", *European Sociological Review* **12**(1): 53-65.

Marini, Margaret Mooney. 1978. "The transition to adulthood: Sex differences in educational attainment and age at marriage", *American Sociological Review* **43**(August): 483-507.

Moffitt, Robert. 1990. "The effects of the U.S. welfare system on marital status", *Journal of Public Economics* **41**:101-124.

Morgan, S. Philip et Ronald R. Rindfuss. 1985. "Marital disruption: Structural and temporal dimensions", *American Journal of Sociology* **90**(5): 1055-1077.

Morrison, Richard J. et Jillian Oderkirk. 1994. "Married and unmarried couples: The tax question", dans *Tendances sociales canadiennes*, vol. 2. Toronto: Thompson Educational Publishing, Inc., 183-188.

Oppenheimer, Valerie Kincade. 1988. "A theory of marriage timing", *American Journal of Sociology* **94**(3): 563-591.

Oppenheimer, Valerie Kincade. 1994. "Women's rising employment and the future of the family in industrial societies.", *Population Development Review* **20**(2): 293-342.

Oppenheimer, Valerie Kincade, Matthijs Kalmijn, et Nelson Lim. 1997. "Men's career development and marriage timing during a period of rising inequality", *Demography* **34**(3): 311-330.

Raley, R. Kelly. 1996. "A shortage of marriageable men? A note on the role of cohabitation in black-white differences in marriage rates", *American Sociological Review* **61**:973-983.

Ramsøy, Natalie Rogoff. 1994. "Non-marital cohabitation and change in norms: The case of Norway", *Acta Sociologica* **37**:23-37.

Schultz, T. Paul. 1995. "Eroding the economic foundations of marriage and fertility in the United States", étude présentée à la rencontre annuelle de 1995 de la Population Association of America, San Francisco, CA, April 6-8.

Smock, Pamela J. et Wendy D. Manning. 1997. "Cohabiting partners' economic circumstances and marriage", *Demography* **34**(3): 331-341.

South, Scott J. et Kim M. Lloyd. 1995. "Spousal Alternatives and marital dissolution", *American Sociological Review* **60**(1): 21-35.

South, Scott J. et Glenna Spitze. 1986. "Determinants of divorce over the marital life course", *American Sociological Review* **51**(4): 583-590.

Thornton, Arland. 1988. "Cohabitation and marriage in the 1980s", *Demography* **25**(4): 497-508.

Thornton, Arland. 1991. "Influence of the marital history of parents on the marital and cohabitational experiences of children", *American Journal of Sociology* **96**(4): 868-894.

Thornton, Arland, William G. Axinn, et Jay D. Teachman. 1995. "The influence of school enrollment and accumulation on cohabitation and marriage in early adulthood", *American Sociological Review* **60**(5): 762-774.

Trussell, James, Germán Rodríguez, et Barbara Vaughan. 1992. "Union dissolution in Sweden", dans James Trussell, Richard Hankinson, and Judith Tilton (eds.), *Demographic Applications of Event History Analysis*. New York: Oxford University Press, pp. 38-60.

Tzeng, Jessie M. et Robert D. Mare. 1995. "Labor market and socioeconomic effects on marital stability", *Social Science Research* **24**(4): 329-351.

Waite, Linda J. et Lee A. Lillard. 1991. "Children and marital disruption", *American Journal of Sociology* **96**: 930-953.

White, Lynn K. 1990. "Determinants of divorce: A review of research in the eighties", *Journal of Marriage and the Family* **52**(4): 904-912.

Wilson, William J. 1987. *The Truly Disadvantaged*. Chicago: University of Chicago Press.

Wu, Zheng. 1995. "The stability of cohabitation relationships: The role of children", *Journal of Marriage and the Family* **57**(1): 231-236.

Wu, Zheng et T. R. Balakrishnan. 1994. "Cohabitation After Marital Dissolution in Canada", *Journal of Marriage and the Family* **56**(3):723-734.

Wu, Zheng et T. R. Balakrishnan. 1995. "Dissolution of premarital cohabitation in Canada" *Demography* **32**(4): 521-532.